

# 农户耕地保护补偿意愿的影响因素研究

王安涛, 吴郁玲

(华中师范大学 城市与环境科学学院, 湖北 武汉 430079)

**摘要:**从理论上分析影响农户耕地保护补偿意愿的因素及其作用机理,再借助二元 Logistic 回归模型,并根据农户调查问卷进行实证检验。研究发现自然资本拥有量较多的农户家庭倾向于较低的耕地保护补偿需求;而拥有较多金融资本的农户家庭倾向于较高的耕地保护补偿需求;货币化补偿相比于其他补偿方式对农户耕地保护补偿意愿的激励更强;地区的经济发展水平对农户的耕地保护补偿意愿具有显著的影响,经济发展水平越高的地区,农户耕地保护补偿的意愿越强烈。

**关键词:**耕地保护;补偿意愿;影响因素;农户

**中图分类号:**F301.2      **文献标识码:**A      **文章编号:**1009-4210(2013)01-078-06

## 1 研究背景

农户是耕地保护的实施主体,然而,现行耕地保护政策与农户的心理期望契合度低,农户不仅没有形成耕地保护的内在动力,反而承担了与其收益不对等的耕地保护义务与农业生产风险,因而产生了耕地抛荒、弃耕的冲动<sup>[1]</sup>。这直接影响到耕地保护目标的落实,并对我国的粮食安全、社会稳定及生态安全构成极大的威胁。因此,基于农户视角调查其耕地保护补偿的意愿,并进一步就其耕地保护补偿意愿的影响因素展开分析研究,对于调动农户耕地保护的积极性,优化耕地保护制度的政策实施绩效具有重要的现实意义。

对耕地保护的行为进行补偿是近年来国内外学术研究的热点。Wichelns<sup>[2]</sup>、Pfeffer<sup>[3]</sup>及 Kopits<sup>[4]</sup>等系统分析和论述了耕地发展权的购买与转让对耕地保护的意义和效果,Alterman<sup>[5]</sup>、Dorfman<sup>[6]</sup>等则分别从耕地财产权与耕地非市场价值出发,提出应对耕地保护行为予以经济补偿。而国内的研究主要集中在耕地保护补偿的主体与客体界定<sup>[7,8]</sup>,耕地保护补偿标准的确定<sup>[9-12]</sup>以及耕地保护补偿机制的构建<sup>[13-15]</sup>等。农户是耕地保护的主体,探讨耕地保护的行为需考虑农户的意愿。尽管有学者对此有所关注<sup>[1,16]</sup>,但都是单独就东部或西部地区的一个省或县展开的,且二者的研究结论也不同。可见,已有的研究在一定程度上忽略了农户的耕

收稿日期:2012-05-02;改回日期:2012-12-13

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金(10YJC790285);中央高校基本科研业务费项目(10010144);华中师范大学城市与环境科学学院创新性实验计划

作者简介:王安涛(1990—),男,本科在读,所学专业为资源环境与城乡规划管理。

通讯作者:吴郁玲(1979—),女,副教授,从事土地经济与政策研究。E-mail:ylingwu79@163.com

地保护补偿诉求。因而有必要结合更广泛的实地调查探讨不同地区农户耕地保护补偿意愿的影响因素及其作用机理。

## 2 影响因素

农户是否保护耕地、是否需要和接受耕地保护补偿,既受到农户自身所拥有的自然、人力及物质资本等生计资本禀赋的现实制约,又取决于农户的非农就业机会以及不同农户对耕地产权的认知程度,还与耕地保护补偿的落实方式和不同地区的经济发展水平息息相关。因此,本研究拟从农户生计资本禀赋、农户非农就业机会、农户耕地产权认知、耕地保护补偿方式及地区经济发展水平等 5 个方面分析农户耕地保护补偿意愿的影响因素(图 1)。

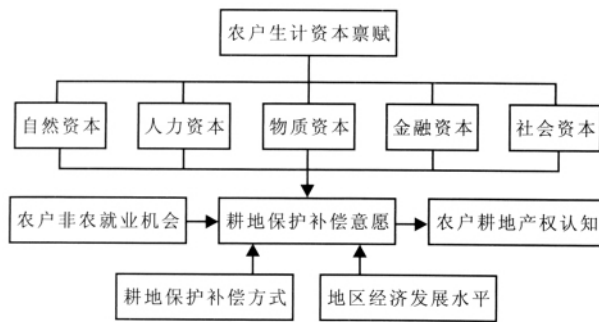


图 1 农户耕地保护补偿意愿影响因素的理论框架

### 2.1 农户生计资本禀赋

按照可持续生计理论,家庭或个人的资产状况是家庭或个人拥有的选择机会、采取的生计策略以及所处风险环境的基础,而农户生计资本禀赋则可用自然、人力、物质、金融和社会资本等 5 部分进行度量<sup>[17-19]</sup>。自然资本越高意味着农户对耕地资源的依附性越高,而耕地保护补偿意愿相对较低;人力资本越高,则农户从事非农生产的可能性越大,对耕地保护补偿的需求就越高;物质资本越多则农户对耕地保护补偿的需求就相对较高;农户金融资本越高,补偿需求就会相对较高;农户拥有的社会资本越多,则耕地保护补偿需求也就越高。

### 2.2 农户非农就业机会

伴随着我国城市化进程的加快,农业劳动力进行非农化转移的需求大大增加,农村居民的生计途径发生了显著变化,生计方式由以传统农业为主向兼业、非农业转变。非农就业将直接导致农户家庭收入结构的变化,农业收入不再是家庭获取收入的唯一来源,随着非农收入在家庭总收入中的比例提高,农户对耕地的依赖性可能会减弱,继而影响其耕地利用和保护的行为。因此,农户的非农就业机会越高,其从事耕地保护的机会成本就越大,对耕地保护补偿的需求也就越强烈。

### 2.3 农户耕地产权认知

耕地产权认知属于农户的微观认知因素,在一定程度上会影响其耕地利用的预期,进而影响其耕地保护的补偿意愿。有学者曾在研究中指出,农地产权主体缺位是造成我国耕地资源流失、土地收益难以实现的最深层次原因<sup>[20]</sup>。在现阶段耕地产权在法律上出现“一权多主”而在事实上又呈现“产权无主”的大环境下,农户对自身所拥有的包括占有、使用、收益、处分等权利在内的耕地产权认知越充分,其耕地保护补偿需求可能越高。

### 2.4 耕地保护补偿方式

耕地保护的补偿方式有货币补偿、就业安置、养老保险等,补偿方式的不同在一定程度上会影响农户对于耕地保护补偿制度的响应,进而产生不同的耕地保护补偿需求。170 个有效样本的调查表明,80.6%的农户认为“如果能拿到耕地保护补偿金的话心里更踏实”,因而更倾向于货币化的补偿方式。可见,在现阶段相对于货币补偿而言,其他几种补偿对于农户的耕地保护行为激励效果有限。

### 2.5 地区经济发展水平

长期以来,我国的区域经济发展具有梯度特征。东部地区的经济发展水平要明显高于中部和西部地区,而地区经济发展水平的差异性也会体现在农户的耕地保护补偿需求上。经济发展水平越高的地区,农户非农就业的机会和收益越高,即农户进行耕

地保护的机会成本越高,因此农户耕地保护补偿的诉求必然越高。

### 3 驱动机制

#### 3.1 数据来源

粮食主产区的耕地保护状况对我国粮食生产的安全体系起着举足轻重的作用,具备研究的典型性。2011 年 7~10 月对同属粮食主产区的山东省临沂市、湖北省荆州市和四川省南充市进行了实地调查,

采用问卷调查和入户访谈的形式取得研究数据。首先运用典型抽样法综合分析各地的耕地保护任务与经济发展梯度,选取代表性的村级样本,然后按照随机抽样原则在村级样本中选择农户进行抽样调查,共发放调查问卷 180 份,东中西部各 60 份,有效问卷 170 份,问卷有效回收率为 94.4%,对调查数据进行甄别、分析与统计汇总,从而构成因素计量和模型分析的数据来源,样本相关分布情况与农户家庭的部分代表性指标见表 1。

表 1 样本分布与农户家庭部分代表性指标(均值)

| 地区                       | 山东省临沂市    |            | 湖北省荆州市    |            | 四川省南充市    |            |
|--------------------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|
| 样本数                      | 流峪镇       | 镇东村(14/15) | 立新乡       | 同心村(17/18) | 城南镇       | 先锋村(15/15) |
|                          |           | 三合村(12/14) |           | 徐桥村(17/17) |           | 三星村(16/16) |
|                          | 钟村镇       | 东合村(12/14) | 锣场镇       | 河挡村(13/13) | 朗池镇       | 新生村(13/14) |
|                          |           | 双合村(16/17) |           | 渔湖村(11/12) |           | 芙蓉村(14/15) |
| 合计                       | 54/60     | 合计         | 58/60     | 合计         | 58/60     |            |
| 农户平均家庭规模/人               | 3.34      |            | 4.10      |            | 4.67      |            |
| 农户家庭年总收入/元               | 55 092.59 |            | 44 689.66 |            | 39 862.07 |            |
| 户均承包耕地面积/hm <sup>2</sup> | 0.17      |            | 0.22      |            | 0.14      |            |

注:括号内的前一个数字表示收回的有效问卷数,后一个数字表示发放的问卷数。

#### 3.2 变量选取

(1)生计资本禀赋变量选取。农户的生计资本

包含自然、人力、物质、金融、社会资本等 5 个方面,分别选择相应变量进行量化(表 2)。

表 2 生计资本禀赋的变量表征

| 生计资本类型 | 变量                             | 变量说明  |
|--------|--------------------------------|---|
| 自然资本   | 农户承包耕地面积( $x_1$ )              | 农户家庭承包耕地的总面积,值越大,自然资本越丰富                                |
| 人力资本   | 户主 <sup>①</sup> 受教育年限( $x_2$ ) | 户主所受教育年数,值越大,人力资本越丰富                                    |
| 物质资本   | 固定资产( $x_3$ )                  | 农户家庭拥有的固定资产选项数占所有设计选项数的比例                               |
| 金融资本   | 家庭农业收入( $x_4$ )                | 农户家庭最近 3 年的平均农业收入,值越大,金融资本越丰富 <sup>②</sup> ,值越大,物质资本越丰富 |
| 社会资本   | 获得信贷情况( $x_5$ )                | 能否从银行、信用社及亲友处任意一方面获得借款,不能=0,能=1                         |

注:①户主是农户家庭中最主要的决策者,耕地保护补偿需求很大程度上取决于户主的意志,因而本研究采用的是户主受教育年限与兼业化程度,而不是家庭成员的平均值;②借鉴李小云、谢东梅等人研究,共设计汽车、摩托车、固定或移动电话、有线电视、电脑、空调、洗衣机、电冰箱、液化气等 9 个固定资产选项。

(2)其余因素变量选取。除生计资本禀赋外的耕地保护补偿意愿影响因素的变量选取和量化规则见表 3,其中非农就业机会、耕地产权认知与保护补偿方式均为 0/1 二分变量,而地区变量为多分类无序变量,通过哑变量将其纳入模型,并以南充市为参照变量,分为地区变量 1 和地区变量 2 两个变量。

表 3 其余耕地保护补偿意愿影响因素变量表征

| 变量                 | 变量说明   |
|--------------------|--|
| 非农就业机会( $x_6$ )    | 0/1 二分变量,非农就业机会高,家庭成员容易实现非农就业转移=1;非农就业机会低,家庭成员主要从事农业生产=0 |
| 耕地产权认知( $x_7$ )    | 0/1 二分变量,认为归农户所有=1;认为归国家或集体所有以及农户不关心产权归属=0               |
| 保护补偿方式( $x_8$ )    | 0/1 二分变量,货币补偿=1;就业安置、养老保险等其他方式=0                         |
| 地区变量 1( $x_9$ )    | 临沂市=1,其余=0   |
| 地区变量 2( $x_{10}$ ) | 荆州市=1,其余=0   |

### 3.3 模型构建

利用二元 Logistic 回归模型进行实证分析,模型的形式如下:

$$\frac{P(\text{event})}{P(\text{noevent})} = \frac{p}{1-p} = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_9 x_9 + \beta_{10} x_{10}) \quad (1)$$

式中:因变量为 0/1 二分变量,表征农户耕地保护补偿意愿,需要补偿=1,不需要补偿=0; $P(\text{event})$ 为农户需要耕地保护补偿的概率; $P(\text{noevent})$ 为农户不需要耕地保护补偿的概率,而比数  $p/(1-p)$  为发生比(odds),表示农户需要耕地保护补偿的概率与农户不需要耕地保护补偿的概率之比;自变量  $x_1 \sim x_{10}$  分别为自然、人力、物质、金融、社会、非农就业机会、耕地产权认知、保护补偿方式、地区变量 1 和地区变量 2 这些影响因素。

由式(1)可推导出典型的增长函数式(2),体现了农户需要耕地保护补偿的概率  $p$  与解释变量  $x_i$  正向相关的关系。对式(1)进行 Logit 变换,令  $\Omega = p/(1-p)$ ,则  $\ln \Omega = \ln p/(1-p)$ ,称  $\ln \Omega$  为 Logit

$P$ ,通过该变换即可得到以 Logit  $P$  作为回归因变量与解释变量  $x_i$  之间保持线性依存关系的回归模型,模型具体形式见式(3)。

$$p = \frac{1}{1 + \exp[-(\beta_0 + \sum_{i=1}^{10} \beta_i x_i)]} \quad (2)$$

$$\text{Logit} P = \beta_0 + \sum_{i=1}^{10} \beta_i x_i \quad (3)$$

### 3.4 模型估计及结果分析

运用 SPSS 16.0 软件,利用极大似然估计法对二元 Logistic 模型进行估计,参数估计和检验结果见表 4。

(1)自然资本、金融资本、保护补偿方式以及地区变量对于农户的耕地保护补偿意愿具有显著的影响,且影响方向与理论预期保持一致;而人力资本、物质资本、社会资本、非农就业机会与耕地产权认知对于农户耕地保护补偿意愿的影响并不显著。

(2)自然资本对农户的耕地保护补偿意愿具有较显著的负向影响,由回归结果可知自然资本的发生比为 0.662,即在其他条件不变的情况下,自然资本每增加一个单位,农户需要耕地保护补偿的概率将变为原来的 0.662 倍,说明拥有较多自然资本的农户家庭通常对耕地资源的依存度较高,生计负担重,发展空间小,因而倾向于较低的耕地保护补偿需求。

(3)金融资本对农户的耕地保护补偿意愿具有显著的正向影响,由回归结果可知金融资本的发生比为 1.721,即在其他条件不变的情况下,金融资本每增加一个单位,农户需要耕地保护补偿的概率将变为原来的 1.721 倍,说明拥有较多金融资本的农户家庭创收能力强,生计负担轻,发展空间大,因而倾向于更高的耕地保护补偿需求。

(4)保护补偿方式的回归系数为正,且发生比为 1.205,说明现阶段农户的生活保障意识尚比较薄弱,相对于就业安置、养老保险、粮食补贴等方式而言,货币补偿方式对于农户耕地保护补偿意愿的激励更足,农户的制度响应程度更高。

表 4 模型估计结果

| 项目               | 回归系数   | 标准误   | 卡方值   | 自由度 | 显著性     | 发生比率   |
|------------------|--------|-------|-------|-----|---------|--------|
| $x_1$ :自然资本      | -0.412 | 0.212 | 3.791 | 1   | 0.052*  | 0.662  |
| $x_2$ :人力资本      | 0.667  | 0.244 | 7.488 | 1   | 0.106   | 1.949  |
| $x_3$ :物质资本      | -0.068 | 0.222 | 0.095 | 1   | 0.758   | 0.934  |
| $x_4$ :金融资本      | 0.543  | 0.230 | 5.594 | 1   | 0.018** | 1.721  |
| $x_5$ :社会资本      | 0.388  | 0.244 | 2.523 | 1   | 0.112   | 1.474  |
| $x_6$ :非农就业机会    | 0.277  | 0.486 | 0.326 | 1   | 0.568   | 1.320  |
| $x_7$ :耕地产权认知    | -0.095 | 0.590 | 0.026 | 1   | 0.872   | 0.909  |
| $x_8$ :保护补偿方式    | 0.186  | 0.490 | 0.145 | 1   | 0.074*  | 1.205  |
| $x_9$ :地区变量 1    | 1.416  | 0.821 | 2.974 | 1   | 0.085*  | 4.115  |
| $x_{10}$ :地区变量 2 | 0.574  | 0.563 | 1.040 | 1   | 0.038** | 1.776  |
| 常数               | 2.486  | 0.984 | 6.383 | 1   | 0.267   | 12.009 |

注：“\*”“\*\*”分别表示 10%、5% 的显著性水平；回归模型的  $\chi^2=25.161, P(\text{Sig}=0.005)<0.01$ , 极大似然估计值为 126.952, 伪  $R^2$  统计量均大于 0.5, 说明模型的拟合程度较好, 通过显著性检验。

(5)地区变量 1 与地区变量 2 的回归系数均为正,且发生比分别为 4.115 和 1.766,即在其他条件不变的情况下,临沂市农户的耕地保护补偿需求是南充市的 4.115 倍,而荆州市农户的耕地保护补偿需求是南充市的 1.776 倍,说明地区发展水平越高,农户的发展空间越充分,从事耕地保护的机会成本也就越高,因而倾向于较高的补偿诉求。

#### 4 政策启示

通过理论分析和实证研究发现,自然资本拥有量较多的农户家庭对耕地资源的依存度较高,倾向于较低的耕地保护补偿需求;拥有较多金融资本的农户家庭创收能力强,倾向于更高的耕地保护补偿需求;货币化补偿相对于其他补偿方式对农户耕地保护补偿意愿的激励更足;而地区的经济发展水平对农户的耕地保护补偿意愿也具有显著的影响,经济发展水平越高的地区农户耕地保护补偿的意愿越强烈。耕地保护补偿制度构建必须充分考虑上述因素,才能切实提高政策实施的通畅度和实效力。据此,笔者提出以下建议:

(1)农户的生计资本拥有量将直接影响其耕地保护补偿的意愿,因而耕地保护补偿制度的构建需

充分考虑农户的生计利益诉求。可通过相应措施促进农业的规模化经营和农户的非农就业,以提高农户的农业经营和非农就业收入,增加其金融资本的拥有量,减少对自然资本的生计依赖度,使得农户自发保护耕地,提高耕地保护的制度绩效。

(2)针对农户的补偿方式诉求,可将较大比例的耕地保护补偿金以货币形式直接发放到农户手中,供农户自由支配,以充分激发农户耕地保护的积极性,继而提高耕地保护制度的实施绩效。

(3)农户耕地保护补偿的标准可参照其所处地区经济发展水平的不同而不同,对于东部经济发达地区,农户耕地保护补偿的诉求高,因而可制定较高的补偿标准;而中西部地区农户耕地保护补偿的诉求较低,则可制定相对较低的补偿标准。

#### 参考文献:

[1]陈志刚,黄贤金,卢艳霞,等.农户耕地保护补偿意愿及其影响机理研究[J].中国土地科学,2009,23(6):20—25.  
 [2]Wichelns D, Kline J D. The Impact of Parcel Characteristics on the cost of Development Rights to Farm Land[J]. Agricultural and Resource Economics Review,1993,(22):150—158.

- [3] Pfeffer M J, Lapping M B. Farmland Preservation, Development Rights and the Theory of the Growth Machine: The Views of Planners[J]. *Journal of Rural Studies*, 1994, 10(3): 233-248.
- [4] Kopits E, McConnell V, Walls M. A Market Approach to Land Preservation[J]. *Resources for the Future*, 2003, (1): 15-18.
- [5] Alterman R. Farmland Preservation[A]. In Neil J. Smelser and Paul B. Baltes (eds.), *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*[C]. London: Elsevier Science Publishers, 2002.
- [6] Dorfman J H, Barnett B J, Bergstrom J C, et al. Searching for Farmland Preservation Markets: Evidence from the Southeastern US[J]. *Land Use Policy*, 2009, 26(1): 121-129.
- [7] 牛海鹏, 许传阳, 李明秋, 等. 耕地保护经济补偿的接受和给付主体分析[J]. *资源科学*, 2011, 33(3): 513-520.
- [8] 雍新琴, 张安录. 耕地保护经济补偿主体与对象分析[J]. *安徽农业科学*, 2010, 38(21): 11 580-11 581.
- [9] 王青, 陈志刚, 周建春. 耕地保护补偿标准与分配方案研究[J]. *安徽农业科学*, 2009, 37(36): 18 362-18 364.
- [10] 马文博, 李世平, 陈昱. 基于CVM的耕地保护经济补偿探析[J]. *中国人口·资源环境*, 2010, 20(11): 107-111.
- [11] 张效军, 欧名豪, 高艳梅. 耕地保护区域补偿机制之价值标准探讨[J]. *中国人口·资源环境*, 2008, 18(5): 154-160.
- [12] 吴泽斌, 刘卫东. 基于粮食安全的耕地保护区域经济补偿标准测算[J]. *自然资源学报*, 2009, 24(12): 2 076-2 086.
- [13] 陈会广, 吴沅箐, 欧名豪. 耕地保护补偿机制构建的理论与思路[J]. *南京农业大学学报: 社会科学版*, 2009, 9(3): 62-66.
- [14] 朱新华, 曲福田. 不同粮食分区间的耕地保护外部性补偿机制研究[J]. *中国人口·资源环境*, 2008, 15(5): 148-153.
- [15] 周小平, 宋丽洁, 柴铎, 等. 区域耕地保护补偿分区实证研究[J]. *经济地理*, 2010, 30(9): 1 546-1 551.
- [16] 李广东, 邱道持, 王平, 等. 基于忠县农户调查的耕地保护经济补偿机制需求分析[J]. *中国土地科学*, 2010, 24(9): 33-39.
- [17] Chambers R, Conway G. *Sustainable Rural Livelihoods: Practical Concepts for the 21st Century*[M]. Brighton, England: Institute of Development Studies, 1992.
- [18] DFID. *Sustainable Livelihoods Guidance Sheets* [R]. Department for International Development, DfID, 2000.
- [19] Krantz L. *The Sustainable Livelihood Approach to Poverty Reduction* [R]. Swedish International Development Cooperation Agency, 2001.
- [20] 杨瑞珍. 我国耕地资源流失原因的深沉剖析与政策建议[J]. *中国人口·资源环境*, 2005, 15(3): 109-113.

## Factors Influencing Farmers' Willingness for Farmland Preservation Compensation

WANG An-tao, WU Yu-ling

(College of City and Environmental Science, Central China Normal University, Wuhan 430079, China)

**Abstract:** This paper first theoretically analyzes the influencing factors and driving mechanism of farmers' willingness to accept compensation for farmland preservation, and then establishes a binary Logistic regression model to further examine this subject using the empirical data. The results indicate that farmers who own more financial capital tend to have a greater expectation for farmland preservation compensation, while those who own more natural capital are inclined to expect lower compensation. Monetary compensation has a stronger stimulation on the farmers' willingness to accept compensation for farmland preservation compared with other compensation modes. Moreover, regional economic development level also has a significant effect on farmers' willingness, which is generally higher in developed regions than in less developed regions.

**Key words:** farmland preservation; willingness for compensation; influencing factors; farmers